

# DINÁMICA DE TASAS DE INTERÉS DE MERCADO EN TIEMPOS DE TURBULENCIA FINANCIERA\*

Juan Sebastián Becerra C.\*\*

Luis Ceballos S.\*\*

Felipe Córdova F.\*\*

Michael Pedersen\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

Durante el 2009, las tasas de colocación en Chile se vieron afectadas, a la vez, por las bajas significativas de la tasa de política monetaria (TPM) y por los aumentos de los premios por riesgo causados por la crisis internacional. Los efectos van en direcciones opuestas; la menor TPM se traduce en bajas de los intereses de colocación, mientras el mayor premio por riesgo sube estas tasas, *ceteris paribus*.

Este documento analiza la evolución de las tasas de interés de colocación de consumo y comerciales, identificando los principales determinantes de sus movimientos. Para cada una de las tasas, se especifica un modelo que incorpora tasas de referencia y medidas de riesgo externo e idiosincrásico, controlando, además, por estacionalidad semanal. El objetivo es separar entre los efectos producidos por traspaso de la TPM y por mayor riesgo. Esto se hace a través de simulaciones contrafactuales en torno a variables relevantes. Los resultados indican que las tasas de colocación habrían sido considerablemente más altas si no se hubiese bajado la TPM. Por otro lado, el aumento de las medidas de riesgo ha tenido un impacto alcista en las tasas. Así, la baja de la TPM ha compensado el alza de las tasas causada por mayor incertidumbre, nacional e internacional.<sup>1</sup>

El tema de traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas de interés de mercado ha sido investigado para varios países.<sup>2</sup> Cottarelli y Kourelis (1994) utilizan una muestra de 31 países y encuentran que el grado de rigidez es heterogéneo en distintas economías. En promedio, se estima que los coeficientes de traspaso en el corto plazo oscilan entre 0.32 y 0.33 y, en el

largo plazo, entre 0.82 y 0.97, dependiendo de la especificación del modelo.

La literatura reciente a nivel internacional sobre traspaso de tasas de interés, aunque difiriendo en términos del método de estimación y datos utilizados, exhibe un cierto consenso establecido. Primero, la tasa de política es sólo parcialmente traspasada a las tasas de colocación en el corto plazo, y el grado de traspaso difiere según el estudio. Por ejemplo, para la Zona Euro, De Bondt et al. (2005) realizan una revisión de estudios según los cuales el traspaso de corto plazo varía entre 0.25 (Sander y Kleimeier, 2002; Hofmann, 2006) y 0.76 (Heinemann y Shüler, 2002). Gropp et al. (2007) argumentan que el traspaso es incompleto, aun después de controlar por diferencias de bancos, riesgo de crédito y pendiente de la curva de rendimiento. Tampoco hay consenso general sobre el traspaso de largo plazo. Por ejemplo, Donnay y Degryse (2001) y Toolsema et al. (2001) evidencian que el traspaso no es completo en el largo plazo.

La evidencia de la literatura sobre por qué el traspaso es diferente entre países, se centra en entender hasta qué punto el grado de competencia en el mercado

\* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Pablo García, Claudio Soto, árbitros anónimos y uno de los editores de esta revista. Cualquier error es responsabilidad de los autores. Las opiniones aquí expresadas son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen en absoluto al Banco Central de Chile.

\*\* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mails: [jbecerra@bcentral.cl](mailto:jbecerra@bcentral.cl); [lceballos@bcentral.cl](mailto:lceballos@bcentral.cl); [jcordovf@bcentral.cl](mailto:jcordovf@bcentral.cl); [mpederse@bcentral.cl](mailto:mpederse@bcentral.cl)

<sup>1</sup> Los resultados presentados en este documento difieren levemente de los mostrados en Becerra et al. (2009), principalmente por el uso de distintos puntos de comparación en los ejercicios contrafactuales.

<sup>2</sup> Reseñas de estudios recientes se pueden encontrar en Kobayashi (2008) y Marotta (2009). En todos los casos, los valores entregados en esta revisión corresponden a coeficientes de traspaso, donde el valor 1 corresponde al traspaso completo desde la TPM a la tasa de mercado respectiva, y 0 implica nulo traspaso entre ambas variables. Alternativamente, los coeficientes reportados se pueden interpretar como la magnitud del movimiento de la tasa de mercado relevante ante un cambio de 1 punto porcentual en la TPM.

bancario afecta la transmisión de la política monetaria a las tasas de mercado y el nivel de los *spreads* entre tasas de mercado y el costo de fondos de los bancos. Por ejemplo, Gropp et al. (2007) encuentran que, a mayor grado de competencia, mayor es el grado de traspaso. En tanto, van Leuvensteijn et al. (2008), quienes estudian el caso de la Zona Euro, sugieren que los mercados más competitivos muestran *spreads* menores entre las tasas de colocación y el costo de fondeo. Sus resultados indican que pasar del sistema menos competitivo (Francia) al más competitivo (España), reduciría los *spreads* en 0.5 punto porcentual (pp) en los créditos a empresas, y en 0.3 pp en créditos a empresas. En otro estudio, Corvoisier y Gropp (2002) indican que los *spreads* bancarios aumentarían entre 1 y 2 pp si el grado de concentración bancaria pasara de moderado a elevado. Para más detalles, Fuentes (2009) hace una revisión de la literatura reciente acerca de la medición de la competencia bancaria, y de cómo el grado de competencia afecta la transmisión de la política monetaria a nivel internacional y latinoamericano.

En el ámbito de Chile, Espinosa-Vega y Rebucci (2004) realizan un análisis empírico del traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de colocación en Chile, Estados Unidos, Canadá, Australia y Nueva Zelanda, además de cinco países europeos. Usando un modelo estándar de corrección de errores, ellos concluyen que en Chile, al igual que en la mayoría de los países estudiados, la medida de traspaso es incompleta. Sin embargo, el traspaso también ocurriría en Chile con mayor rapidez que en muchos otros países y es comparable con el de Estados Unidos. En definitiva, se encuentra que, para Chile, el traspaso de corto plazo es de 0.63 y el traspaso de largo plazo es de 0.56 para las tasas de colocación con duración inferior a tres meses. Para las tasas entre tres meses y un año se encuentra un traspaso de corto plazo de 0.58, y de 0.88 en el largo plazo. Las tasas entre uno y tres años muestran un resultado similar, evidenciando en el corto plazo un traspaso de 0.61, y de 0.71 en el largo plazo.

Por su parte, Bernstein y Fuentes (2004) estudian la transmisión de la política monetaria, a través del traspaso de la tasa de interés para el caso chileno. Específicamente, se centran en la respuesta de la tasa de colocación de los bancos comerciales frente a los

movimientos de la tasa de interés de política. Utilizando datos a nivel de bancos, su propósito es identificar las características de bancos individuales que expliquen las diferencias entre las tasas cobradas y la rapidez de la respuesta de estas a las variaciones de la tasa de política. Concluyen que existen diferencias significativas entre bancos, especialmente en el corto plazo, debidas, principalmente, a diferencias en características tales como tamaño del banco, tipo de cliente y riesgo de crédito. A partir de sus estimaciones, los autores obtienen que para el caso chileno existe un efecto de corto plazo de 0.81 y un traspaso de largo plazo de 1.10 para las tasas de interés nominales. Además de lo anterior, concluyen que Chile tiene una tasa de interés bancaria altamente flexible en comparación con la de otros países. En un estudio reciente, Jaramillo et al. (2009) concluyen que el traspaso en el corto plazo es algo menor respecto del estudio anterior, y el traspaso completo tomaría en promedio dos meses y medio, encontrando además evidencia de heterogeneidad entre segmentos y tipos de crédito.

El presente estudio es distinto de otros para la economía chilena en dos aspectos importantes. En primer lugar, los datos utilizados son semanales, lo cual permite estudiar el tema del traspaso a una frecuencia mayor que la de estudios similares. En segundo lugar, se incluyen como variables explicativas distintas medidas de riesgo, lo que permite estudiar el impacto de la crisis financiera. Esto también está en concordancia con la visión de que distintas medidas de riesgo tienen efecto sobre las tasas de interés promedio (TIP) en la coyuntura actual.<sup>3</sup> Así, en el presente trabajo, se proponen distintos modelos que incluyen, además de la TPM y la tasa *swap*, medidas de riesgo que podrían afectar las tasas bajo estudio. En estos modelos, con datos con frecuencia semanal, se encuentra un comportamiento estacional dentro del mes para las tasas de los créditos de consumo y comerciales, por lo cual se controla por este patrón incluyendo *dummies* semanales.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Ver Recuadro II.1 en Banco Central de Chile (2009), y Becerra y Pedersen (2008) para detalles.

<sup>4</sup> Alternativamente, se pueden utilizar métodos de desestacionalización como los propuestos por Pierce et al. (1984) o Harvey et al. (1997). En el presente estudio se utilizan *dummies* y los meses se parten en cuatro períodos uniformes para capturar el hecho de que la estacionalidad de las tasas de mercado parece depender más bien de la fracción del mes en que se miden, es decir primera, segunda, tercera o cuarta parte del mes, que a semanas particulares.

El enfoque del presente análisis también es distinto al de otros trabajos mencionados, ya que los análisis son contrafactuales. Así, se pretende responder preguntas del tipo “¿cuál habría sido la tasa de interés de colocación si no hubiese bajado la TPM?” y “¿cuál habría sido la tasa de interés de colocación sin cambios en las medidas de riesgo?”

A continuación, en la sección II, se describen los datos utilizados en el análisis; en la sección III se detalla la metodología y se reportan los resultados de las estimaciones de los modelos. La sección IV resume los resultados de las simulaciones contrafactuales y la sección V concluye el análisis.

## II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

El objetivo principal del presente análisis es estudiar el traspaso de la TPM hacia las tasas nominales del mercado. Se utilizan datos semanales derivados de las tasas mensuales de la tasa de interés promedio (TIP) para colocaciones nominales, es decir, aquella tasa que se obtiene como el promedio ponderado por monto de transacciones sobre el total, de las tasas de colocación ofrecidas por los bancos comerciales en un día determinado, los cuales, en la actualidad, son informados en cuatro tramos: la TIP entre 30 y 89 días, entre 90 y 360 días, entre uno y tres años, y más de tres años. En el gráfico 1 (lado izquierdo) se muestran las tasas mensuales publicadas por el Banco Central de Chile y el porcentaje del total de los préstamos de cada tramo (lado derecho).

La TIP del período  $t$  se calcula como:

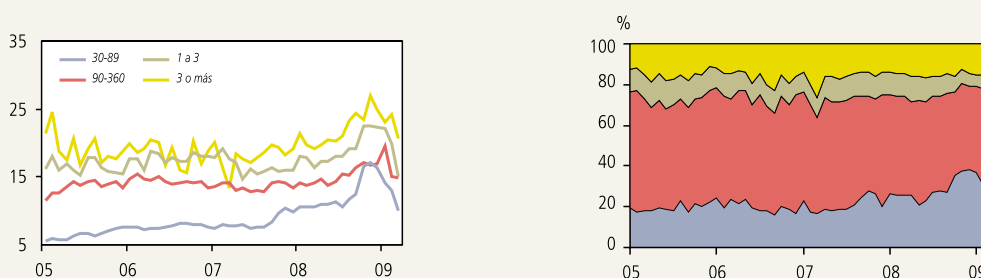
$$TIP_t = \sum_{j=1}^N \alpha_{jt} i_{jt}, \quad \alpha_{jt} = \frac{m_{jt}}{\sum_{j=1}^N m_{jt}},$$

donde  $N$  corresponde al total de sectores que participan en el cálculo de la TIP,  $t$  denota el período,  $j$  el sector/plazo (según corresponda) en el cual se colocan los fondos,  $i_{jt}$  es la tasa a la cual los bancos otorgan créditos al sector  $j$  en  $t$ , y  $m_{jt}$  es el monto colocado por el banco en el sector  $j$  en  $t$ . Así,  $\alpha_{jt}$  es el coeficiente de participación relativa del sector  $j$  en el cálculo de la TIP. La tasa de interés promedio,  $i_{jt}$ , refleja el costo promedio pactado al cual los agentes del sistema financiero han realizado las operaciones de colocación a los diferentes plazos. Los sectores  $j$  antes mencionados son: cuenta corriente, comercial, consumo, compras con pactos (a instituciones financieras y a terceros), exportaciones e importaciones.

El sector más importante es el sector comercial, con una participación promedio desde el año 2001 en la TIP de corto plazo (30-89 días) cercana al 90%; en la TIP con un plazo de entre 90 y 360 días, cercana a 80%; y a plazos mayores, como de uno a tres años y a más de tres años, un poco más de 50%. La participación conjunta de los sectores comercial y consumo se ubica por sobre el 90% (gráfico 2), por lo que estos dos sectores son los determinantes en el cálculo de la TIP a diferentes plazos. Este hecho implica que

GRÁFICO 1

### TIP nominal de colocación y participación por plazo (datos mensuales, porcentaje)



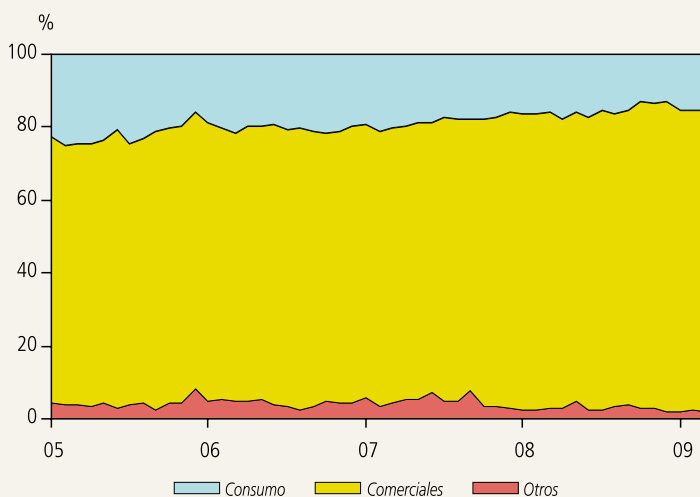
Fuente: Banco Central de Chile.

los movimientos de la TIP en gran parte se explicarían por variaciones del coeficiente de participación ( $\alpha_{jt}$ ) que presenten dichos sectores a través del tiempo, principalmente el sector comercial.

Las tasas y las participaciones por plazo de los sectores comercial y consumo se muestran en el gráfico 3. Al descomponer la TIP para los dos agentes más representativos, se observa que, para el sector de consumo, los plazos más relevantes son los de 90 a 360 días, y más de tres años (lado derecho inferior). En el caso de las colocaciones comerciales, los plazos más representativos están dados tanto por las tasas de entre 30 y 89 días, como las de entre 90 a 360 días (lado izquierdo inferior).

GRÁFICO 2

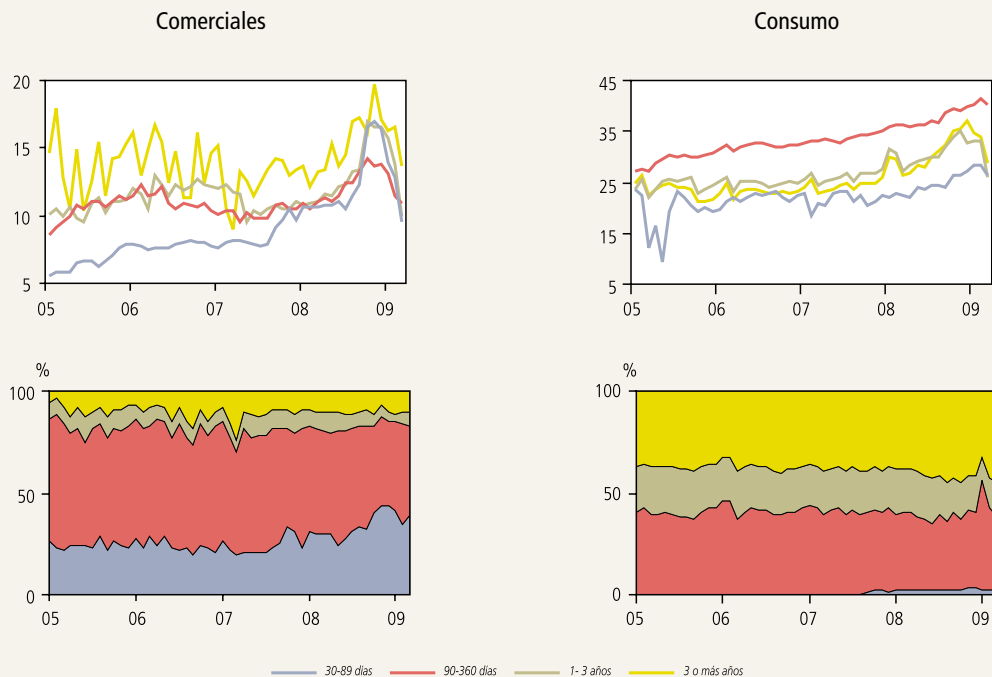
### Participación de principales agentes (datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

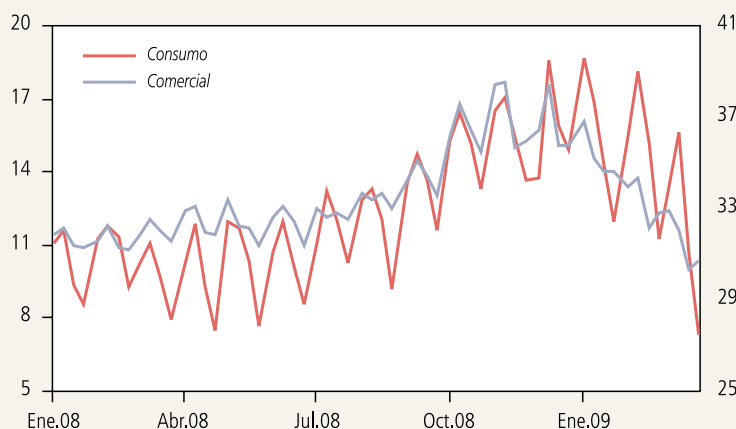
GRÁFICO 3

### Tasas y participación a plazos de principales agentes (datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

### Tasa promedio ponderada nominal por agente (promedio semanal, en porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

Los datos semanales que se utilizan en este documento son promedios semanales de las tasas de consumo y comercio, los cuales se obtuvieron al distribuir los datos diarios, en cuatro semanas para cada mes, utilizando como *proxy* de semanas, los datos entre los días 1 y 7 (semana 1), 8 y 15 (semana 2), 16 y 23 (semana 3) y 23 hasta fin de mes (semana 4). Los datos están replicados en el gráfico 4, donde se observa que la tasa promedio ponderada

de agentes, tanto comerciales como de consumo, presenta cierta estacionalidad, y al descomponer por plazos (gráfico 5) se puede apreciar que este efecto se acentúa en particular en los plazos relevantes de cada agente.

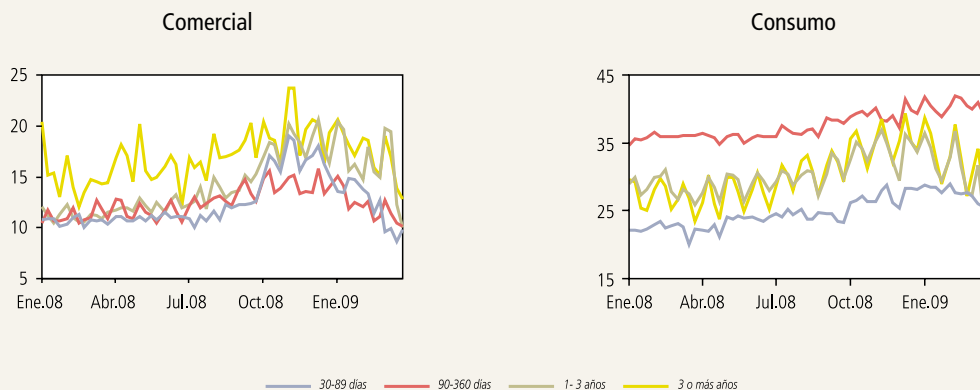
Luego, cualquier análisis que se lleve a cabo con estas tasas con frecuencia mayor a la mensual, debe considerar este patrón observado, de modo de distinguir entre movimientos legítimos de la TIP motivados por sus fundamentos macroeconómicos y aquellos cambios que son consecuencia de su evolución estacional dentro del mes. Por eso, en el análisis que sigue se incluyen *dummies* semanales en los modelos. Se proponen distintos modelos que permitan explicar el comportamiento de las tasas de

colocación a los plazos relevantes para préstamos de consumo y comerciales. Se incluyen variables que miden la evolución y expectativas de la TPM, además de medidas de distintos riesgos que tienen efecto sobre las TIP.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Ver Recuadro II.1 en Banco Central de Chile (2009).

## GRÁFICO 5

### TIP nominal de colocación por agente y plazo (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

Los análisis también se replican utilizando la tasa *swap* a 90 días, la cual informa sobre la trayectoria promedio esperada por parte del mercado para la TPM a tres meses.<sup>6</sup> Al considerar esta variable, se intenta evaluar si los cambios en las tasas de colocación de los agentes responden a cambios efectivos de la TPM, o bien a las expectativas de mercado respecto de dicha tasa. La tasa *swap* y la TPM se muestran en el gráfico 6, donde se puede apreciar la correlación alta entre los dos variables.

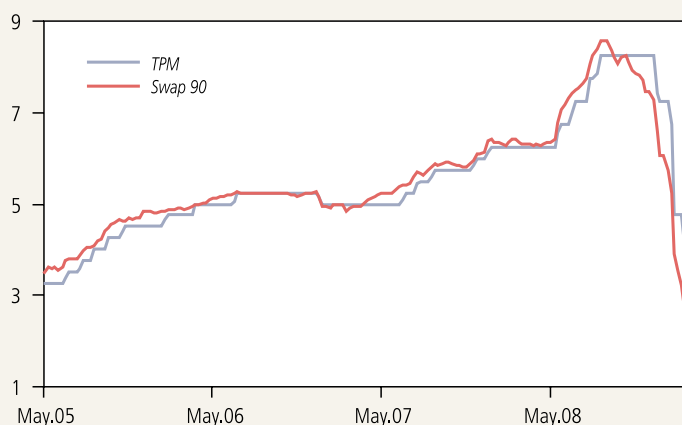
El riesgo nacional se mide a través del EMBI (*Emerging Market Bonds Index*) y el EMBI Empresa,<sup>7</sup> las cuales son medidas para el riesgo soberano de Chile elaboradas por el banco *JP Morgan*, que indican el exceso de retorno que el mercado exige sobre bonos de EE.UU. a instrumentos de similares características del mercado local. Además, como medida de riesgo de mercado, se considera el índice *VIX* (*Volatility Index*), el cual mide la volatilidad implícita de opciones financieras sobre acciones del *Standard & Poor's* (S&P), y permite reflejar la volatilidad que el mercado asigna a estos activos.

Para medir el riesgo internacional, se consideran también medidas del costo financiero externo, como el diferencial entre la tasa *libo* y el *OIS* (*overnight index swap*) a tres meses, indicando el costo de financiamiento entre bancos extranjeros, y el *spread* bancario medido como la diferencia entre la tasa variable cobrada a bancos locales sobre la tasa *libo* al plazo equivalente de la operación, la cual indica el costo del endeudamiento externo para los bancos locales. Considerando estas métricas de riesgo, se busca analizar el traspaso que los bancos realizan a través de las tasas de colocación.

La muestra utilizada en las simulaciones consta de 185 observaciones semanales, desde la última semana de mayo del 2005, inicio condicionado por la disponibilidad de datos de la tasa *swap* de 90 días,

GRÁFICO 6

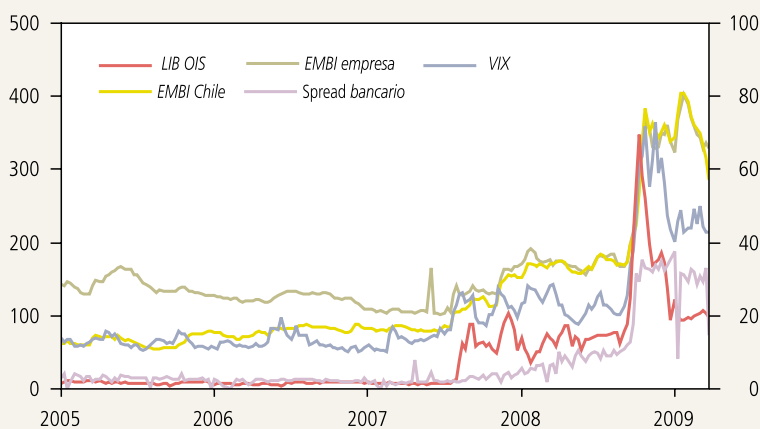
### Tasa de Política Monetaria y Swap a 90 días (promedio semanal, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile y *Bloomberg*.

GRÁFICO 7

### Medidas de riesgo (promedio semanal, puntos base)



Fuentes: Banco Central de Chile y *Bloomberg*.

hasta la última semana de marzo de 2009 con el fin de incluir los tres meses del año 2009 donde el BCCh bajó la TPM en 600 puntos base. Para llevar a cabo las estimaciones de parámetros se utilizó una submuestra que va desde la última semana de mayo del 2005 hasta

<sup>6</sup> Para más detalles, ver *Sotz y Alarcón (2007)*.

<sup>7</sup> Índice basado en *spreads* corporativos clasificación A, informados por *JP Morgan*.



la primera semana de septiembre del 2008, esto con el fin de dilucidar hasta qué punto se habría producido un cambio estructural en la dinámica de las tasas de interés a consecuencia de la turbulencia financiera global. Los resultados de las estimaciones no difieren mayormente al utilizar la muestra completa; en otras palabras, no se encuentra evidencia de un quiebre significativo en la vecindad de septiembre del 2008.

En relación con la estacionariedad de las series consideradas, se llevaron a cabo pruebas de raíz unitaria para estas, con resultados mixtos. De acuerdo con la prueba aumentada de Dickey y Fuller (1979) (*ADF*) no es posible rechazar la nula de existencia de raíz unitaria en la mayoría de los casos; sin embargo, este hallazgo contrasta con el obtenido de la prueba de Kwiatkowski et al. (1992) (*KPSS*) donde no fue posible rechazar la nula de estacionariedad en todos los casos.

Esta contradicción entre distintas pruebas no sorprende, dada la evidencia de bajo poder de este tipo de tests, especialmente en el caso del *ADF*. Así lo señalan por ejemplo Wu y Zhang (1997) quienes, utilizando un panel de países, demuestran que encontrar evidencia de integración en tasas de interés puede estar vinculado a un severo problema de poder en las pruebas usualmente utilizadas en muestras pequeñas. Los autores computan los valores críticos para distintos tests y con ellos rechazan la nula de raíz unitaria en gran parte de los países considerados, algunos de los cuales habían sido objeto de estudio previamente bajo el supuesto de no estacionariedad. Para el caso de Chile, Espinoza-Vega y Rebucci (2004) rechazan la nula de presencia de raíz unitaria al 99% de confianza para todas las tasas consideradas excepto para la de captación a plazos largos (no incluida en el presente análisis). Dada esta evidencia, el presente trabajo se lleva a cabo bajo el supuesto de que las tasas son estacionarias.

### III. METODOLOGÍA Y ESTIMACIONES

En esta sección se presentan los modelos estimados para el análisis del traspaso de la TPM hacia las tasas de colocación. Para las tasas de interés de colocación correspondientes a los distintos agentes y plazos descritos en la sección anterior, se especifican modelos lineales para los niveles, que incorporan, en términos generales: tasas de interés relacionadas, medidas de riesgo y propios rezagos, permitiendo, además, que el intercepto varíe junto con la semana para controlar

por el patrón estacional antes detectado. Este tipo de especificación es similar a la utilizada en Becerra y Pedersen (2008), en la cual, además de los factores locales usuales que inciden sobre las tasas de colocación —como la TPM y propios rezagos, de acuerdo con Cottarelli y Kourelis (1994), Berstein y Fuentes (2004) y Jaramillo et al. (2009)—, se consideran medidas de riesgo para dar cuenta de la incidencia de esta variable sobre las tasas locales, especialmente en la última parte de la muestra. En este respecto, es posible argumentar que la inclusión de las variables de riesgo externo da cuenta de las expectativas de depreciación y tasas de interés internacionales que en conjunto configuran la especificación usual de paridad descubierta de tasas de interés. Sin embargo, una especificación rigurosa en este contexto en lugar de las tasas comerciales debería utilizar las de los papeles de Tesorería o del Banco Central como variables dependientes. Becerra y García (2009) estiman una especificación de este tipo para los bonos nominales y reales del Banco Central, y obtienen los signos esperados de acuerdo con la configuración de paridad descubierta de tasas, encontrando que las medidas de riesgo dan cuenta de gran parte de los movimientos de los papeles del BCCh.

La especificación general aquí estimada por mínimos cuadrados ordinarios puede formularse de la siguiente forma:

$$i_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j d_{jt} + \delta i_t^* + \sum_{k=1}^5 \gamma_k r_{kt} + \sum_{l=1}^p \rho_l i_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\text{con } \sum_{i=1}^4 \beta_i = 0, \quad (2)$$

donde,  $i_t$  es la tasa de colocación para el agente/plazo (consumo/90-365 días, consumo/más de tres años, comercial/30-89 días o comercial/90-365 días) en  $t$ ,  $p$  es el número de rezagos propios considerados,  $d_{jt}$  es una *dummy* semanal para cada una de las cuatro semanas  $j$  del mes  $t$ ,  $i_t^*$  es la tasa relacionada utilizada para investigar el traspaso de la tasa de política monetaria (TPM o *swap* 90 días), y  $r_{kt}$  denota las distintas medidas de riesgo consideradas. Se impone, adicionalmente, la restricción (2) para impedir que la estacionalidad semanal de las tasas se relacione con su promedio mensual. La inferencia sobre el coeficiente no estimado  $\beta_R$  se realiza estimando una ecuación auxiliar donde la restricción se centra en  $\beta_{\neq R}$ , con  $R \leq 4$ .

En el presente documento se utilizan modelos que incluyen los regresores de manera contemporánea a la variable dependiente, dado que es de interés aquí estudiar los efectos directos e inmediatos de las variables de política y riesgo sobre las tasas de colocación. Esos modelos estáticos se complementan con modelos que incluyen un rezago de la tasa dependiente, lo cual permite investigar el traspaso en modelos dinámicos. Además, en los modelos estáticos hay evidencia de autocorrelación de primer orden y la inclusión del rezago parece resolver este problema estadístico. Esto no elimina la posibilidad de aumentar la bondad de ajuste del modelo incorporando un mayor número de rezagos. De hecho, los criterios de información (Akaike, Bayesiano y de Hannan-Quinn) y el test Lagrange Multiplier (LM) de autocorrelación de orden uno a cuatro, sugieren que en ciertos casos existen ganancias marginales al aumentar  $p$  y que existe evidencia de autocorrelación serial en los modelos dinámicos de consumo para 3 o más años; sin embargo, por parsimonia y para mantener los resultados comparables con otros estudios se fija  $p=1$  en las especificaciones correspondientes a los ejercicios de simulación que se muestran en la sección siguiente. Incluir más rezagos en los modelos no cambia sustancialmente los resultados reportados, de todos modos los errores estándar computados son robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación.

Para entregar mayor robustez a los resultados, se consideraron alternativamente como tasas relacionadas ( $i_t^*$ ): la de política monetaria (TPM) y la *swap* a 90 días. La similitud entre ambas tasas (no es posible rechazar las nulas de igualdad de media y varianza incondicional entre ambas) sugiere que no se deberían observar mayores discrepancias en los resultados obtenidos al utilizar una u otra en la especificación. Con el fin de capturar el factor de riesgo presente en la evolución de las tasas de colocación, se utilizaron cuatro medidas alternativas como *proxies* de incertidumbre interna y externa, las que se enumeran a continuación: *EMBI*, *spread Libor-OIS*, *VIX* y una medida de *spread* bancario para instituciones nacionales (diferencia entre *Libor* y tasa variable de corto plazo relevante para los bancos locales).

En el cuadro 1 se resumen los resultados obtenidos al estimar (1) con la restricción (2) para los plazos más relevantes de tasas de colocación de consumo y comerciales.

En general, para los plazos y agentes considerados, el coeficiente que acompaña la TPM (o, alternativamente, la tasa *swap* a 90 días) es positivo y significativo, en línea con lo esperado; en general, los parámetros que acompañan la TPM son levemente mayores que los estimados para la *swap* a 90 días; sin embargo, estas diferencias no son estadísticamente distintas de cero, dados los errores estándar estimados, lo cual es esperable dada la similitud entre ambas variables reportada anteriormente. Respecto de las *dummies* estacionales, los parámetros asociados son estadísticamente distintos de cero en la mayoría de los casos, exceptuando las tasas comerciales a menor plazo, las que parecen no presentar estacionalidad dentro del mes. En el resto de las tasas nominales consideradas, los coeficientes son significativos y muestran un patrón similar: signos positivos en las primeras dos semanas del mes, y negativos en las dos últimas (en especial durante la cuarta), dando cuenta de un claro componente estacional entre semanas. Las medidas de riesgo consideradas resultan ser significativas y con coeficientes positivos en todas las especificaciones estimadas; en particular para las tasas comerciales, los parámetros estimados asociados son distintos de cero tanto para el componente de riesgo idiosincrásico (*EMBI* Chile y premio bancario sobre *Libor*) como para el global (*Libor-OIS*). Finalmente, en los modelos dinámicos donde se incluye el primer rezago de la variable dependiente, este resulta positivo y significativo en todos los casos, dando cuenta de una persistencia algo mayor en el caso de las tasas de consumo más cortas.

En relación con la persistencia de las tasas de colocación, las estimaciones para el parámetro que acompaña el primer rezago de la variable dependiente se ubican entre 0.29 y 0.63, dependiendo del plazo y agente representativo (cuadro 1). Para las tasas comerciales el parámetro se ubica entre 0.3 y 0.4, encontrándose una persistencia casi dos veces superior en las tasas de consumo a 90 y 360 días. Dichos valores son algo inferiores a lo reportado a nivel internacional por Cottarelli y Kourelis (1994), quienes reportan un grado de rigidez que fluctúa entre 0.38 y 0.96 para distintos países, con una mediana de 0.78. Mayor aún es lo encontrado por Espinoza-Vega y Rebucci (2004), esto es, un alto grado de persistencia en torno a 0.95 para una muestra de nueve países (excluido Chile). A nivel local, y en línea con los resultados aquí obtenidos, Bernstein y Fuentes (2004) estiman que dicho



CUADRO 1

## Estimaciones de Modelos

	Consumo					Comerciales										
	90 a 360 días					30 a 89 días					90 a 360 días					
Constante	25.83 (48.66)	10.19 (6.14)	25.94 (42.73)	9.50 (5.87)	13.83 (7.19)	8.73 (4.14)	12.97 (7.46)	8.59 (4.40)	4.19 (15.00)	2.94 (6.03)	4.11 (11.76)	2.83 (5.91)	10.60 (23.52)	6.17 (5.82)	10.44 (19.33)	6.04 (5.65)
TPM	0.99 (6.51)	0.40 (3.92)			1.28 (2.38)	0.86 (2.44)			0.45 (5.04)	0.35 (4.25)			0.08 (0.80)	0.07 (0.89)		
Swap 90 días			0.92 (5.97)	0.39 (4.05)			1.51 (3.19)	1.04 (3.20)			0.44 (4.36)	0.34 (3.56)		0.11 (0.96)	0.10 (1.06)	
Dummy sem1	0.41 (4.85)	0.68 (6.60)	0.38 (4.50)	0.68 (6.58)	-0.40 (1.85)	0.50 (1.71)	-0.43 (2.05)	0.40 (1.45)	0.03 (0.47)	0.03 (0.46)	0.01 (0.23)	0.02 (0.30)	0.49 (5.94)	0.76 (7.01)	0.49 (5.99)	0.76 (7.05)
Dummy sem2	0.12 (2.03)	-0.10 (1.21)	0.12 (1.96)	-0.11 (1.34)	2.8 (17.55)	2.98 (13.87)	2.81 (17.27)	2.97 (13.79)	-0.02 (0.37)	-0.02 (0.30)	-0.02 (0.38)	-0.02 (0.31)	0.54 (6.66)	0.36 (3.24)	0.54 (6.66)	0.36 (3.24)
Dummy sem3	-0.08 (1.12)	-0.15 (2.05)	-0.06 (0.78)	-0.14 (1.94)	0.14 (0.91)	-0.86 (2.64)	0.17 (1.13)	-0.75 (2.31)	0.01 (0.22)	0.02 (0.29)	0.03 (0.46)	0.03 (0.46)	0.35 (4.35)	0.57 (5.64)	0.34 (5.99)	0.57 (7.05)
Dummy sem4	-0.45 (7.00)	-0.43 (6.20)	-0.44 (6.58)	-0.42 (6.03)	-2.55 (23.45)	-2.63 (22.45)	-2.55 (23.34)	-2.62 (23.03)	-0.02 (0.38)	-0.03 (0.49)	-0.02 (0.33)	-0.03 (0.46)	-0.69 (6.29)	-0.55 (4.21)	-0.69 (6.35)	-0.55 (4.23)
Embi	2.28 (6.59)	0.92 (3.88)	2.39 (7.46)	0.83 (3.59)	3.34 (3.25)	2.12 (2.51)	2.81 (3.01)	1.88 (2.42)	1.94 (5.77)	1.25 (3.21)	2.10 (6.56)	1.35 (3.58)				
Libor-Ois									0.13 (0.31)	0.21 (0.63)	0.02 (0.04)	0.12 (0.39)				
Spread bancario									0.94 (1.75)	0.71 (1.66)	0.62 (1.10)	0.45 (1.06)	1.50 (1.74)	0.77 (1.07)	1.28 (1.37)	0.58 (0.73)
1 <sup>er</sup> Rezago	0.60 (9.84)			0.63 (10.59)		0.36 (4.20)		0.33 (3.90)		0.29 (2.78)		0.30 (2.79)		0.41 (4.52)	0.41 (4.49)	
R <sup>2</sup> ajustado	0.87	0.92	0.86	0.92	0.83	0.85	0.83	0.85	0.90	0.90	0.89	0.90	0.36	0.46	0.36	0.46
Estad. DW	0.80	2.01	0.75	2.04	1.30	2.16	1.38	2.16	1.45	2.00	1.43	1.90	1.24	2.09	1.23	2.09
LM test	26.41	1.98	29.70	2.11	7.16	2.59	5.55	3.23	6.78	2.12	7.71	1.09	18.25	1.77	18.83	1.81
Probabilidad	0.00	0.10	0.00	0.08	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00	0.08	0.00	0.36	0.00	0.14	0.00	0.13
Nº de observaciones	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156	157	156

Fuente: Elaboración propia

Nota: Marcados con negrita, los parámetros estadísticamente distintos de cero al 95% de confianza. Entre paréntesis, los valores absolutos de los test t robustos estimados de acuerdo a Newey-West.

Para el test LM la hipótesis nula plantea que los residuos del modelo son ruido blanco, mientras la alternativa corresponde a la presencia de correlación serial de orden uno a cuatro (un mes), marcados con negrita todos aquellos casos en donde no es posible rechazar la nula a los niveles de confianza usuales.

parámetro se ubicaría en el rango comprendido entre 0.29 y 0.56 para tasas entre uno y tres meses, mientras que Espinoza-Vega y Rebucci (2004) reportan una persistencia de tasas nominales que varía entre 0.61 y 0.90, dependiendo de la muestra y el plazo, magnitudes dentro del intervalo de confianza estimado en el presente estudio para dicho parámetro.

Respecto del traspaso desde los movimientos en la tasa de política monetaria hacia las tasas comerciales hay al menos tres elementos a considerar antes de llevar a cabo una comparación directa con otros trabajos presentes en la literatura relacionada. El primero de ellos tiene relación con la frecuencia de datos utilizada. No hay evidencia previa obtenida con datos semanales para Chile, por lo que la comparación con los coeficientes de traspaso obtenidos con datos mensuales no es directa. En segundo lugar, y muy vinculado al punto anterior, dada la frecuencia utilizada, los estudios previos no debieron lidiar con la estacionalidad presente entre semanas que sí está presente en este estudio. La inclusión de variables *dummies* para controlar por este patrón hace que el contraste con dichos estudios que no las incluyen no sea directo. Finalmente, la incorporación de regresores adicionales para controlar por riesgo global e idiosincrásico, los cuales no están presentes en otros estudios relacionados, obligan a ser cuidadosos al comparar el grado de traspaso encontrado con especificaciones dispares.

A pesar de los elementos recién mencionados, que ponen distancia entre las especificaciones aquí consideradas y aquellas utilizadas en estudios que también utilizan datos para Chile y por tanto también en los coeficientes obtenidos, al comparar con la evidencia disponible nuestros resultados muestran similitudes importantes con aquellos reportados previamente por Espinoza-Vega y Rebucci (2004), Berstein y Fuentes (2004) y Jaramillo et al. (2009). En general, las tasas de colocación chilenas parecen ser bastante flexibles y sensibles a cambios en la TPM: el grado de traspaso encontrado en el presente estudio se ubica —en promedio— alrededor de 0.12 y 1.42 para las tasas comerciales de 90 a 360 días y las de consumo a más de tres años, respectivamente; para las correspondientes a consumo para 90 a 360 días es de 0.99 y, en el caso de las comerciales para 30 a 89 días, llega a 0.47; el traspaso promedio entre los distintos plazos y agentes es de 0.75, el cual se compara con los reportados por Berstein y Fuentes

(1.10), Espinoza-Vega y Rebucci (0.71) y Jaramillo et al. (0.91 para comerciales y 1.50 para consumo).

Al igual que en Jaramillo et al., se encuentra alta heterogeneidad en el grado de traspaso para distintos agentes, mayor en el segmento de consumo respecto del comercial. Llama la atención el traspaso cercano, e incluso mayor, a 1 (esto es, traspaso total y más que el cambio en la TPM, respectivamente) hallado en el segmento de consumo. Sin embargo, es importante también notar que los coeficientes estimados para estos agentes muestran una alta desviación estándar, especialmente en el caso de la tasa de colocación de consumo para tres o más años, precisamente la que muestra el mayor grado de traspaso.

#### IV. SIMULACIONES CONTRAFACTUALES

En esta sección se presentan las simulaciones contrafactuales realizadas, y se trazan algunas conclusiones generales en base a lo obtenido para cada tasa de interés. Los coeficientes que se utilizan en los ejercicios de simulación fueron obtenidos de estimar por mínimos cuadrados ordinarios la especificación (1) sujeta a la restricción en (2) mostrada en la sección anterior, lo que se llevó a cabo con datos semanales para el período comprendido entre la última semana de mayo del 2005 y la primera semana de septiembre del 2008. Por su parte, los ejercicios contrafactuales que se desprenden de esta estimación fueron realizados extendiendo la muestra con datos hasta la última semana de marzo de 2009.

En el presente análisis, se procede a fijar la TPM y la tasa *swap* en dos puntos del tiempo. La primera fijación se hizo en el punto máximo de la tasa de colocación inmediatamente antes que el BCCh empezara a bajar la TPM en enero del 2009. Para las tasas de consumo, el máximo se encuentra en la primera semana de enero del 2009, al igual que para la tasa comercial entre 90 y 365 días, mientras que, para las tasas comerciales más cortas, es decir, entre 30 y 89 días, alcanza su cima la segunda semana de diciembre del 2008.

Para el segundo caso bajo análisis, se selecciona el mismo período para todas las tasas de interés, y corresponde a la primera semana de septiembre del 2008, período inmediatamente anterior a la debacle financiera que implicó que las medias de riesgo comenzaran una escalada alcista generalizada (gráfico 7).

CUADRO 2

### Simulaciones. Cambio en las tasas de consumo (puntos base)

		90-360 días		3 o más años	
		Riesgo	TPM	Riesgo	TPM
TPM	Dinámico	-604	251	-362	838
	Estático	-708	156	-375	786
Swap	Dinámico	-693	126	-537	624
	Estático	-716	53	-537	588
Memo: Cambio de tasa		103	-217	-504	-1,200

Fuente: Elaboración propia

Nota: Las columnas "Riesgo" indican cuántos puntos base por debajo de lo predicho por el modelo se ubicaría la tasa correspondiente, a la última semana de marzo del 2009, de haberse mantenido constantes las medidas de riesgo en su nivel observado durante la primera semana de septiembre del 2008. Las columnas "TPM" indican cuántos puntos base por sobre lo predicho por el modelo se ubicaría la tasa correspondiente, a la última semana de marzo del 2009, de haberse mantenido constante la TPM en su nivel registrado desde el último peak antes de las bajas iniciadas el 2009. Lo anterior fue calculado sobre series corregidas por estacionalidad

Una vez seleccionados los episodios de referencia, se plantean las siguientes interrogantes: (a) ¿Cuál habría sido la tasa de interés de colocación respectiva sin cambios en la TPM?, (b) ¿Cuál habría sido la tasa de interés de colocación respectiva sin cambios en las medias de riesgo (nacionales e internacionales)?

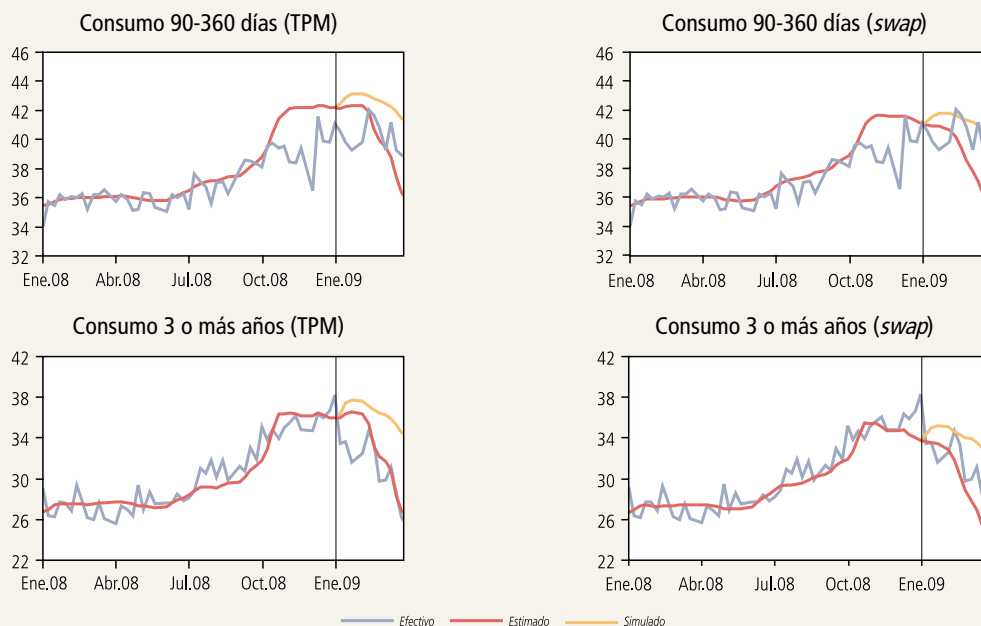
Para responder esas preguntas, se supondrá en el primer caso que la TPM no experimenta cambios desde la cima de cada tasa, es decir, la TPM se mantiene inalterada en 8.25%, con el fin de aislar el efecto de los fuertes recortes monetarios aplicados en los siguientes tres meses. Para el segundo caso, se mantiene el nivel de riesgo presente en la primera semana de septiembre, aislando los episodios de incertidumbre que se apoderaron de los mercados financieros internacionales.

## 1. Resultados para las Tasas de los Créditos de Consumo

En el cuadro 2 se resumen los resultados encontrados para las tasas de los créditos de consumo. Los detalles de los ejercicios contrafactuales se muestran en los gráficos 8 y 9 para responder la pregunta (a), y los gráficos 10 y 11 muestran los resultados del ejercicio (b). En estos gráficos, la línea naranja en cada panel muestra la evolución de la tasa de consumo manteniendo fija la TPM, y la línea verde representa la simulación manteniendo fijas las medidas de riesgo.

GRÁFICO 8

### Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Dinámicos (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las simulaciones están hechas fijando la TPM / tasa swap en su valor máximo antes de que empezara el período de bajas de la TPM. Línea vertical marca dicho período.

Analizando los resultados para los períodos seleccionados en base a los modelos dinámicos y estáticos, tanto para el que incluye la TPM como para el que utiliza la tasa *swap*, se encuentra que, desde su cima, la tasa de consumo a 90-365 días, corregida por estacionalidad, ha bajado 217 puntos base (pb) que se pueden atribuir completamente a la baja de la TPM; los ejercicios contrafactuales muestran que, si no se hubiese bajado la TPM, esta tasa habría sido entre 53 y 251 pb más alta. Para las tasas a más de tres años, la baja es mucho mayor, con una reducción superior a los 1000 puntos base, donde entre 50 y 70% se debe a la reducción de la TPM, según los modelos.

Los modelos dinámicos indican que las tasas de consumo a 90-360 días serían entre 70 y 100 pb superiores a las que estima el modelo estático. Para el caso de las tasas de consumo a más de tres años, el modelo dinámico indica que estaría entre 50 y 35 pb por debajo de lo sugerido por un modelo estático. Los modelos que utilizan la tasa *swap* revelan que las tasas de consumo a 90-360 días serían —en promedio— unos 80 pb inferiores a las estimadas con

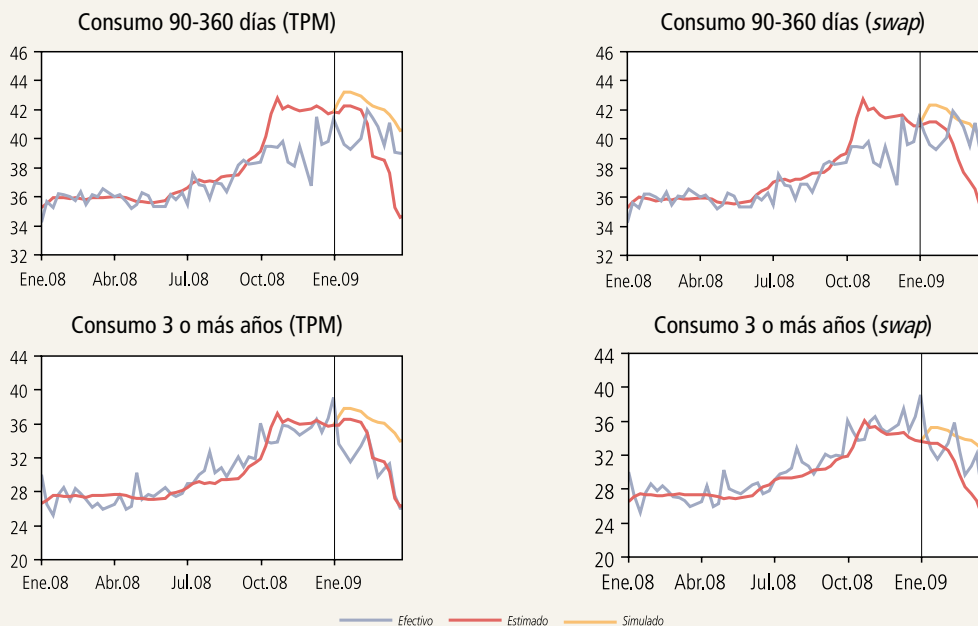
un modelo que utiliza la TPM. Las tasas a más de tres años serían inferiores en 200 pb, aproximadamente.

En el cuadro 2, también se puede apreciar cuántos puntos base, más arriba o más abajo, estaría la tasa de los créditos de consumo, para los distintos plazos, si se hubiese mantenido inalterado el nivel de riesgo desde septiembre del 2008, justo antes del recrudecimiento de la turbulencia financiera. Los detalles se muestran en los gráficos 10 y 11.

En el período analizado, las tasas comprendidas entre 90 y 360 días aumentaron alrededor de 100 pb, mientras para las tasas a más de tres años se verificó una baja superior a 500 pb. Los modelos estimados indican que, sin cambios en las medidas de riesgo, las tasas a 90-360 días habrían bajado entre 600 y 720 pb, y que las tasas a más de tres años serían entre 360 y 540 pb más bajas. Los modelos dinámicos indican que las tasas a 90-360 días serían alrededor de 20 a 100 pb superiores a lo que estiman los modelos estáticos. Para las tasas de consumo a tres o más años, los resultados no difieren mayormente.

GRÁFICO 9

### Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Estáticos (promedio semanal, porcentaje)

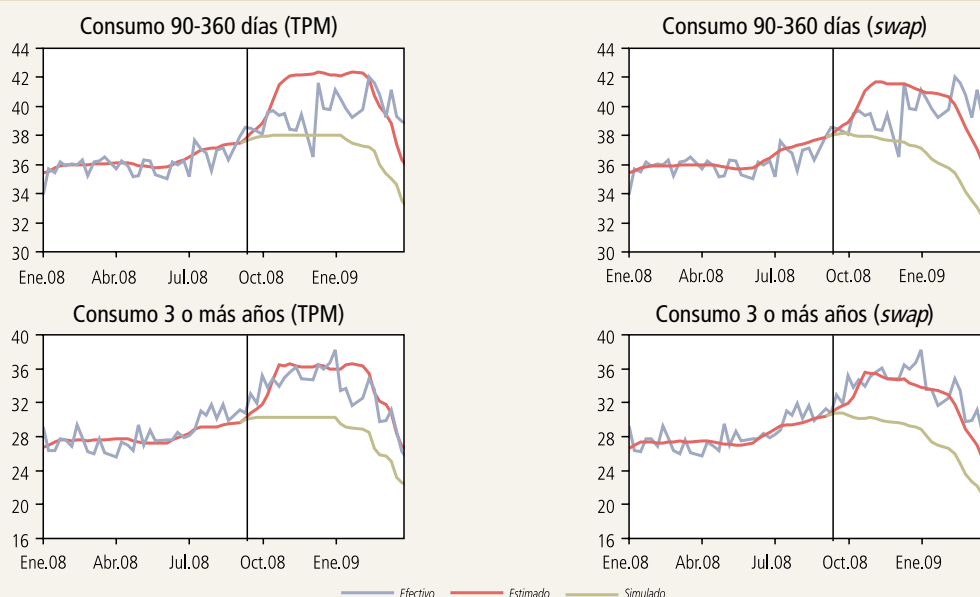


Fuente: Elaboración propia.

Nota: Ver gráfico 8.

## GRÁFICO 10

### Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Dinámicos (promedio semanal, porcentaje)

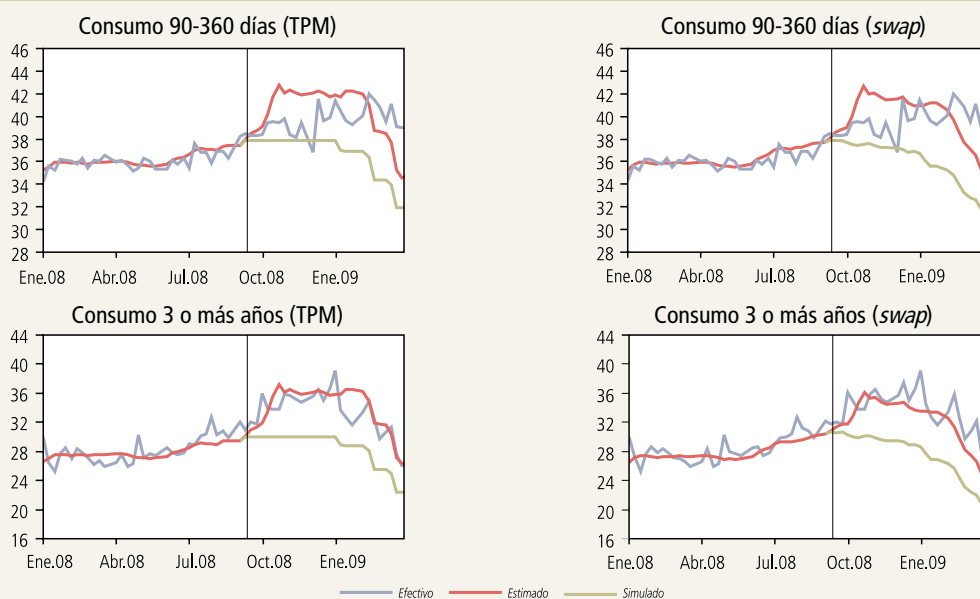


Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las simulaciones están hechas fijando las medidas de riesgo en sus valores de la primera semana de septiembre del 2008. Línea vertical marca dicho período.

## GRÁFICO 11

### Tasas de Consumo. Simulaciones en Modelos Estáticos (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Ver gráfico 10.

Finalmente, los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas de consumo para 90 y 360 días serían entre 10 y 90 pb inferiores a las estimadas con un modelo que utiliza la TPM. Para las tasas a más de tres años, estas serían entre 160 y 180 pb inferiores.

## 2. Resultados para Tasas de Créditos Comerciales

Realizando un análisis similar al presentado en la sección IV, pero enfocado en la tasa de los créditos comerciales, encontramos que desde su punto máximo, la tasa para este tipo de créditos entre 30-89 días, ha bajado algo más de 820 pb, y que entre 50 y 60% de esta disminución puede atribuirse a las bajas de la TPM. Para el plazo 90-365 días, la baja es de 370 pb, de los cuales un 65% promedio se puede explicar por la menor TPM. Los resultados se resumen en el cuadro 3, mientras los gráficos 12 al 15 resumen la evolución que han experimentado las tasas comerciales y muestran el grado de ajuste que presentan los distintos modelos. La línea naranja en cada panel muestra la evolución de la tasa de interés de consumo manteniendo fija la TPM, y la

CUADRO 3

### Simulaciones. Cambio en las tasas comerciales (puntos base)

		30-89 días		90-360 días	
		Riesgo	TPM	Riesgo	TPM
TPM	Dinámico	-152	514	-31	274
	Estático	-72	450	-28	262
Swap	Dinámico	-151	526	-38	241
	Estático	-94	418	-27	213
Memo: Cambio de tasa		-240	-826	-248	-370

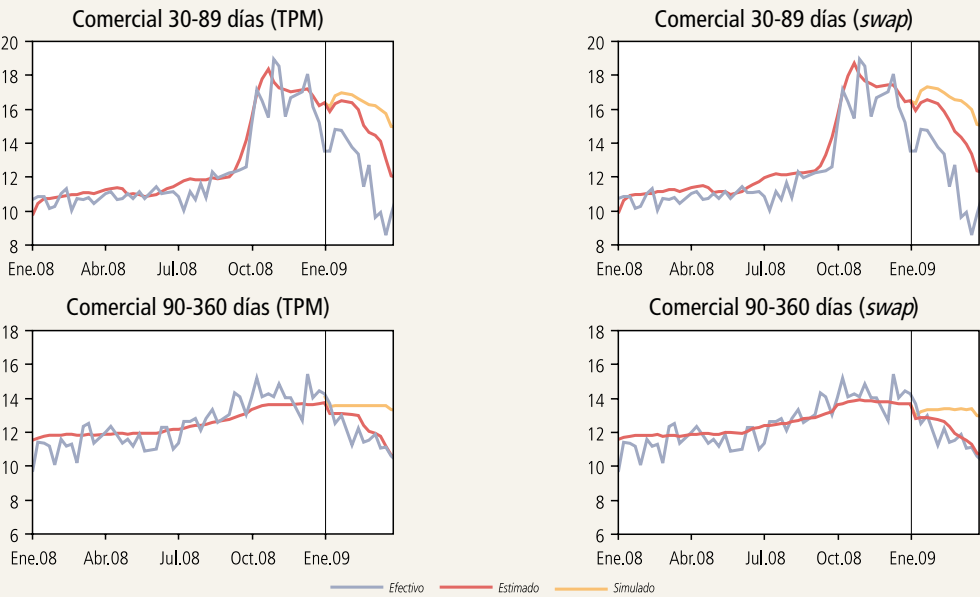
Fuente: Elaboración propia  
Nota: Ver cuadro 2.

línea verde representa la simulación manteniendo fijas las medidas de riesgo.

Los modelos dinámicos indican que las tasas de los créditos comerciales serían entre 60 y 100 pb inferiores a lo que indican los modelos estáticos para las tasas a 30-89 días. Para aquellas entre 90 y 365 días, esta diferencia oscila entre 10 y 30 pb. Los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas comerciales a 30-89 días serían entre 10 pb mayores y 30 pb inferiores a las estimadas con un modelo que utiliza la TPM. Para el plazo 90-365

GRÁFICO 12

### Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Dinámicos (promedio semanal, porcentaje)

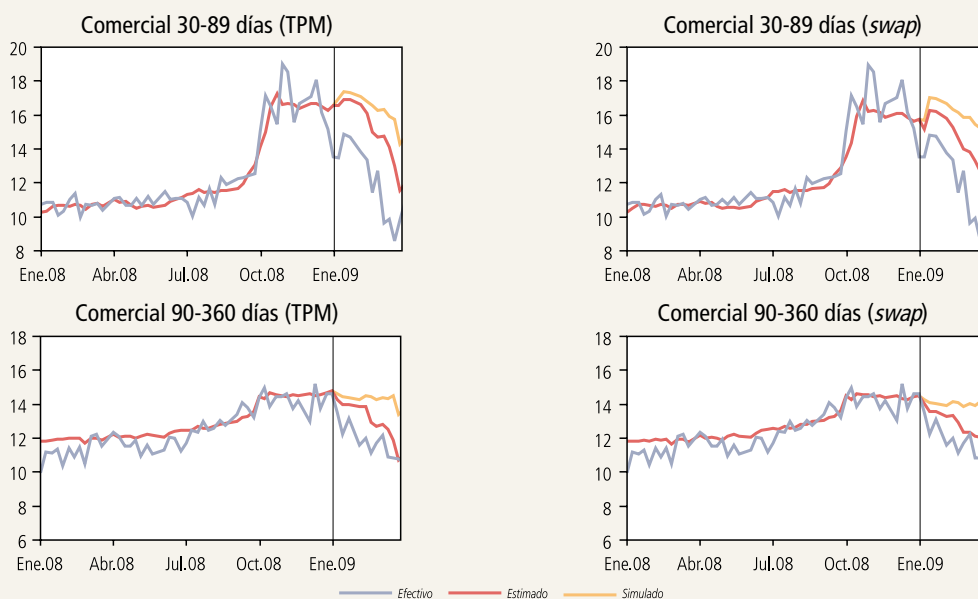


Fuente: Elaboración propia.  
Nota: Ver gráfico 8.



GRÁFICO 13

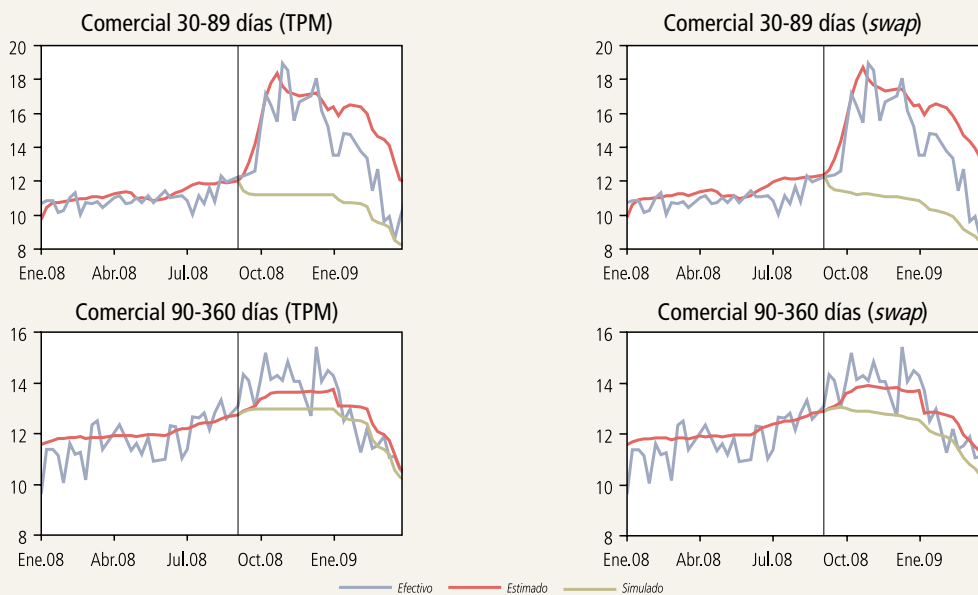
### Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Estáticos (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.  
Nota: Ver gráfico 8.

GRÁFICO 14

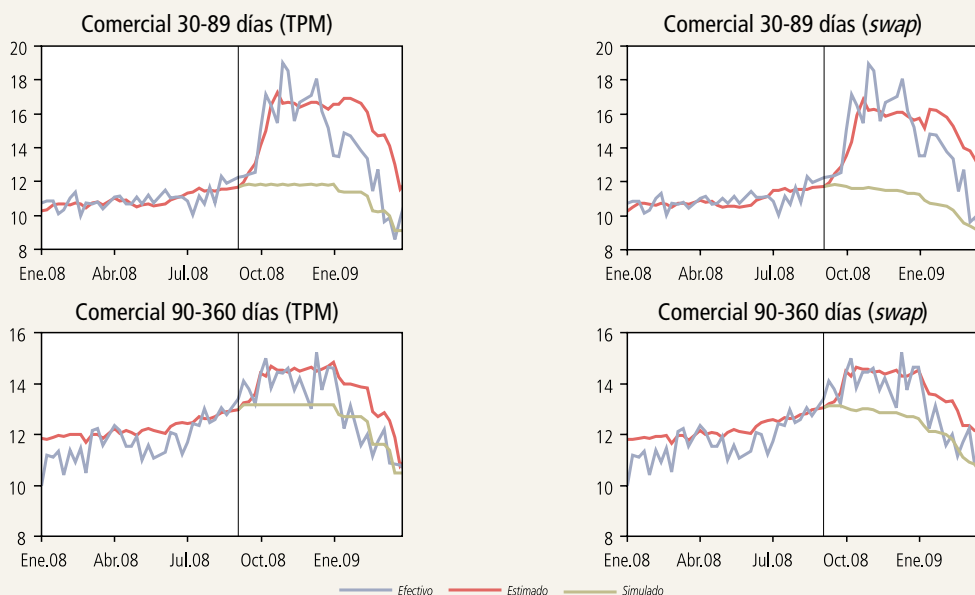
### Tasas comerciales. Simulaciones en modelos dinámicos (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.  
Nota: Ver gráfico 10.

GRÁFICO 15

### Tasas Comerciales. Simulaciones en Modelos Estáticos (promedio semanal, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Ver gráfico 10.

días, las tasas serían inferiores entre 30 y 50 pb, aproximadamente.

En el segundo ejercicio, donde se mantienen fijas las medidas de riesgo, desde septiembre las tasas comerciales entre 30-89 días han bajado 240 pb, tasas que podrían haber sido entre 70 y 150 pb menores si las medidas de riesgo hubiesen mantenido su nivel de entonces. La tasa entre 90 y 365 días ha bajado 248 pb y los modelos indican que, sin cambio del escenario de riesgo, habrían bajado en promedio 30 pb adicionales. Los modelos dinámicos indican que las tasas a 30-89 días serían entre 60 y 80 pb inferiores a lo que estima el modelo estático. Para el caso de las tasas comerciales a 90-365 días, la discrepancia es menor.

Finalmente, los modelos que utilizan la tasa *swap* indican que las tasas comerciales a 30-89 días serían alrededor de 20 pb inferiores a las estimadas con un modelo estático que utiliza la TPM. Para los créditos a 90-365 días, las tasas serían levemente menores.

En definitiva, se puede concluir que los cambios en la TPM han tenido en promedio un mayor efecto en las tasas de los créditos de consumo que en

los comerciales, y que si las medidas de riesgo se hubiesen mantenido, las tasas de interés en general serían aun menores.

## V. CONCLUSIONES

En este documento se ha analizado el traspaso de la TPM en un período donde se redujo de manera significativa: 600 puntos en cuatro meses. Al contrario de estudios similares, el presentado aquí utiliza datos semanales y así permite analizar el traspaso con datos de mayor frecuencia. Se encuentra que las tasas semanales generalmente están afectadas por estacionalidad, por lo que se utilizan modelos que dan cuenta de este patrón, de manera de analizar movimientos de tasas vinculados a sus fundamentos.

El tema del traspaso de la TPM fue analizado con modelos tanto dinámicos como estáticos. En ambos casos hay evidencia de un traspaso significativo hacia las tasas de colocación; sin embargo, en el período estudiado dicho traspaso no ha sido completo. Parte de la falta de traspaso se puede explicar por los riesgos nacional e internacional, los cuales —se encontró—

tienen un impacto al alza en las tasas de colocación. En ese sentido, la baja de la TPM ha compensado el efecto de la incertidumbre económica causada por la crisis global de los mercados financieros.

## REFERENCIAS

- Banco Central de Chile (2009). *Informe de Política Monetaria*, enero.
- Becerra, S., L. Ceballos, F. Córdova y M. Pedersen (2009). “Evolución Reciente de las Tasas de Interés de Colocación.” Mimeo, Gerencia de División Estudios, Banco Central de Chile.
- Becerra, S. y P. García. (2009). “Determinantes de las Tasas de Interés de los Instrumentos Nominales y Reajustables del Banco Central.” Mimeo, Gerencia de División Estudios, Banco Central de Chile, mayo.
- Becerra, S. y M. Pedersen (2008). “Explicando el Desarrollo de la Tasa de Colocación.” Mimeo, Gerencia División Estudios, Banco Central de Chile, diciembre.
- Berstein, S. y J.R. Fuentes (2004). “Is There Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry?” En *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por L.A. Ahumada y J.R. Fuentes. Banco Central de Chile.
- Corvoisier, S. y R. Gropp (2002). “Bank Concentration and Retail Interest Rates.” *Journal of Banking and Finance* 26(11): 2155-89.
- Cottarelli, C. y A. Kourelis (1994). “Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy.” *IMF Staff Papers* 41(4): 587–623.
- De Bondt, G., B. Mojon y N. Valla (2005). “Term Structure and the Sluggishness of Retail Bank Interest Rates in Euro Area Countries.” Working Paper N°518, Banco Central Europeo.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” *Journal of the American Statistical Association* 74(366): 427–31.
- Donnay, M. y H. Degryse (2001). “Bank Lending Rate Pass-Through and Differences in the Transmission of a Single EMU Monetary Policy.” *Discussion Paper N° 0117*, Katholieke Universiteit Leuven, Center for Economic Studies.
- Espinoza-Vega, M. y A. Rebucci (2004). “Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is -Chile Atypical?” En *Banking Market Structure and Monetary Policy*, editado por L.A. Ahumada y J.R. Fuentes. Banco Central de Chile.
- Fuentes, M. (2009). “Revisión de la Literatura sobre Competencia y Tasas de Interés en el Mercado Bancario.” Mimeo, Banco Central de Chile, septiembre.
- Gropp, R., C. Kok Sørensen y J. Lichtenberger (2007). “The Dynamics of Bank Spreads and Financial Structure.” Working Paper N°714, Banco Central Europeo.
- Harvey, A., S.J. Koopman y M. Riani (1997). “The Modeling and Seasonal Adjustment of Weekly Observations.” *Journal of Business and Economic Statistics* 15(3): 354-68.
- Heinemann, F. y M. Schüler (2002). “Integration Benefits on EU Retail Credit Markets—Evidence from Interest Rate Pass-Through.” Discussion Paper N°02-26, Center for European Economic Research.
- Hofmann, B. (2006). “EMU and the Transmission of Monetary Policy: Evidence from Business Lending Rates.” *Empirica* 33(4): 209-29.
- Jaramillo, P., F. Ormazabal y F. Villatoro (2009). “Traspaso de Tasas de Interés en la Banca Chilena.” Nota Técnica, Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.
- Kobayashi, T. (2008). “Incomplete Interest Rate Pass-Through and Optimal Monetary Policy.” *International Journal of Central Banking* 4(3): 77-118.
- Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). “Testing the Null of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?” *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-78.
- Marotta, G. (2009). “Structural Breaks in the Lending Rate Pass-Through and the Euro.” *Economic Modelling* 26(1): 191-205.
- Pierce, D.A., M.R. Grupe y W.P. Cleveland (1984). “Seasonal Adjustment of Weekly Monetary Aggregates: A Model-Based Approach.” *Journal of Business and Economics Statistics* 2(3): 260-70.
- Sander, H. y S. Kleimeier (2002). “Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: An Empirical Investigation into Interest Rate Pass-Through.” *Kredit und Kapital* 2/2002: 161–92.
- Sotz, C. y F. Alarcón (2007). “Mercado Swap de Tasas de Interés y Expectativas de TPM e Inflación.” *Economía Chilena* 10(2): 97-102.
- Toolsema, L.A., J. Sturm y J. de Haan (2001). “Convergence of Monetary Transmission in EMU: New Evidence.” Working Paper N°465, CESifo.
- Van Leuvensteijn, M., C. Kok Sørensen, J.A. Bikker y A. Van Rixtel (2008). “Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-Through in the Euro Area.” Working Papers N°0828, Banco de España.
- Wu, Y. y H. Zhang (1997). “Do Interest Rates Follow Unit-Root Processes? Evidence from Cross-Maturity Treasury Bill Yields.” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 8(1): 69-81.

